

早稲田商学第 446 号
2016 年 3 月

法人税率の変更と経営者の利益調整行動 ——課税所得があると認められる会社における実証分析——

堀 好 一

1. はじめに

2010年12月16日付の2011年度税制改正大綱に基づく法人税制改正で、法人税率がそれまでの30.00%から25.50%に引下げられた。法人税等の支払いはコストとなるため、法人税率が引下げられる場合には、その適用が開始される事業年度に利益を移転する誘因が経営者に働くことが、Guenther (1994)、鈴木・岡部 (1998)、太田・西澤 (2008)、山下・音川 (2008) などによって明らかにされている。

しかし、法人税等⁽¹⁾は正の課税所得がある会社に対してのみ課されるものであるため、法人税率の変更が、ただちに利益調整行動⁽²⁾に結びつくと考えことはできない。なぜなら、企業会計上の利益計算と法人税法における課税所得計算には差異があるためである。そこで、法人税率の変更と利益調整行動について論じる前提として、課税所得が正となるか否かが問題となる。この点、わ

(1) 法人が稼得した利益に対して課される税金で、法人税、法人事業税、法人都道府県民税および法人市町村民税などを総称して法人税等という。ただし、法人事業税について外形標準課税が適用される場合には、利益以外の要素についても課税される。

(2) 利益調整行動には、会計的利益調整行動と実体的利益調整行動の2つがあるが、本論文は前者のみを対象としている。

が国では、2005年度まで公示制度があったため、一部の会社ではその課税所得が明らかになっていた。しかし、2006年度以後はそれがなく、課税所得は当該会社の内部関係者が課税当局しか知ることはできない。したがって、同年以後は、会計利益から課税所得を推定する以外に方法はないが、その前提として、会計利益と課税所得の差異が生じる原因を分析する必要がある。ここで会計利益から課税所得を推定するにあたり、その手掛かりとなるものが、税効果会計であるとする。税効果会計は会計利益と課税所得の差異を調整して、税引前当期純利益と税金費用とを適切に対応させるもので、具体的には、繰延税金資産（負債）から繰延税金負債（資産）および評価性引当額を控除し、その損益科目としての法人税等調整額を法人税等に加減するものである。

そこで、本論文では、2011年度の法人税率の変更を対象として、税効果会計に関する注記事項のうち、繰延税金資産の対象となった繰越欠損金の情報を利用して正の課税所得があると認められる会社を選定し、これらの会社について法人税率の引下げによる経営者の利益調整行動を分析する。本論文は、つぎのように構成する。第2章では、先行研究を考察する。第3章では、法人税率の変更の経緯と利益調整行動についてそれぞれ考察する。第4章では、これらの考察を踏まえた仮説を設定する。第5章では、仮説の検証を行い、第6章では、分析結果を示す。第7章では追加検証を行い、最後に総括と今後の課題を示す。

2. 先行研究

Guenther (1994) は、1986年の米国法人税制改正で法人税率が46.00%から34.00%に引下げられたことを対象として、経営者が税コストを引下げようとする利益調整を行っているか否かについて分析している。Guenther (1994) によれば、総会計発生高は、減価償却費などの長期にわたって税効果を発現する固定会計発生高と売掛金や買掛金などの短期間で税効果を発現する流動的会計発生高に分離することができる。そこで、Guenther (1994) は、大会社、長

期負債の少ない会社、あるいは、経営者の持株割合が高い会社などに会社を分類し、その分類に従って会計発生高と税コストとの関係を分析している。分析の結果、法人税率の引下げ直前期において、大会社の流動会計発生高が最も小さいこと、および、流動会計発生高は長期負債と正の関係があることを明らかにしている。しかし、経営者の持株割合と流動会計発生高の関係を見つけることはできなかった。なお、1986年の改正は翌年7月1日から始まる事業年度から施行されるため、6月30日決算の会社の流動会計発生高は、12月31日決算の会社のものよりも少なくなっている⁽³⁾。

わが国では、鈴木・岡部（1998）が、日本の1989年度から1990年度までの法人税率の引下げに対して、裁量的な利益調整が行われたか否かについて分析している。鈴木・岡部（1998）は、業績の良否で税コストを優先するか財務報告コストを優先するか、経営者が選択して行動するという仮説を立て、特に業績低調な会社の会計的裁量行動について分析している。分析の結果、業績の低調な会社では、経営者は法人税率の引下げ直前期に減少型の利益調整を行うが、反面、それが引下げられた期に増加型の利益調整を行っていることを明らかにしている。

また、太田・西澤（2008）は、日本の1981年度の法人税率の引上げと1999年度の法人税率の引下げを対象として、裁量的発生高の調査およびその手段に関する調査を行っている。分析の結果、経営者は法人税率の引下げ直前期に減少型の利益調整を行うことを明らかにし、さらに、その手段として固定製造費の棚卸資産への配賦額を増減させている可能性を明らかにしている。

中條（2008）は、太田・西澤（2008）の研究について考察を加え、利益調整行動は増税と減税でどちらに強く反応するかについて分析する必要性、時代によって利益調整に利用される個別項目に差異があるかについて分析する必要

(3) 12月31日決算の会社は少ない流動会計発生高と多い流動会計発生高が加重平均されるので、6月30日決算の会社よりも流動会計発生高を少なくする誘因が弱まるためである。

性、連結決算をめぐる税コストと利益調整行動との関係进行分析する必要性などを示唆している。

山下・音川（2008）も同様に、日本の1990年代後半の法人税率等の引下げを対象として、経営者による会計的裁量行動について分析している。分析の結果、経営者が所得を低税率期間に移転させている可能性があることなどを明らかにしている。

山田（2012）も日本の1998年度から1999年度までの法人税率の引下げを対象として、その前後の経営者の利益調整行動について分析している。すなわち、山田（2012）は、会計発生高を課税対象のものと課税対象外のものに分類し、それぞれについて経営者が法人税率の引下げ前後にどのように調整しているかについて分析している。分析の結果、経営者は法人税率の引下げ直前期に課税対象の裁量的会計発生高を減少させ、一方で、税率が引下げられた期にはそれを増加させて課税所得を調整している可能性があることを明らかにしている。

本論文では、これらの先行研究に基づき、2011年度の法人税率の引下げを対象として、その直前の2012年3月期と引下げが行われた2013年3月期の経営者の会計発生高を用いた利益調整行動について分析する。なお、本論文は、一般事業会社の単独決算データを利用して分析する。また、企業会計上の税引前当期純利益と法人税法上の課税所得はおおむね等しいものと仮定する。ただし、期末に税効果会計の対象となった繰越欠損金のある会社は、課税所得が正とならない可能性があり、法人税率の変更の影響を受けない可能性があるため、そうでない会社のみを調査対象として分析する。

3. 法人税率の変更の経緯と利益調整行動

3.1 法人税率の変更の経緯

わが国の法人税率は、1989年度に従来の42.00%から40.00%に引下げられことを皮切りに、1990年度に37.50%、1998年に34.50%、1999年に30.00%と下が

り続けてきた。1999年度以後は、中小法人について課税所得800万円以下の部分に適用される軽減税率の引下げを除き、10年以上にわたり維持されてきたが、2010年12月16日付の2011年度税制改正大綱に基づく法人税制において2012年4月1日開始事業年度から25.50%へ変更され、東京都の場合を例にすると実効税率は変更前の40.69%から35.64%へ引下げられた⁽⁴⁾。なお、本改正に先立ち、2009年4月1日から2010年3月31日までの事業年度（以下「2010年3月期」という）⁽⁵⁾の期中にあたる2009年12月22日付の2010年度税制改正大綱において、法人税率引下げの方針がアナウンスされている。また、2011年12月2日に公布された特別措置法で復興法人特別税が創設された。復興法人特別税は、2013年3月期から法人税額に10.00%を上乘せして課税されることとなる。したがって、上記の2011年度改正による法人税率が、実質的に25.50%から28.05%へ引上げられ、また、実効税率も35.64%から38.01%へ引上げられることになる。しかし、法人税率の引下げの場合と比較して、税率の変動幅が少ないため、本論文では復興法人特別税は考慮しないこととする。

3.2 法人税率の引下げと利益調整行動

合理的な経営者はできるだけ会計利益を引下げ、税コストを節約するように動機づけられる反面、あまりに低い会計利益を報告すると、信用や格付けが下がり、資金調達が阻害され財務報告コスト（financial reporting costs）を引上げることになる（岡部，2008）。また、利益水準が財務制限条項に抵触する場合は、さらに財務報告コストが高むことになる。岡部（2008）は、このような

(4) 引下げ前の実効税率40.69%の内訳は、法人税率30.00%、事業税率7.55%、法人住民税法人税割：法人税額×20.70%である（事業税の損金算入効果を考慮、引下げ後も同じ）。また、引下げ後の実効税率35.64%の内訳は、法人税率25.50%、事業税率7.55%、法人住民税法人税割：法人税額×20.70%である（いずれも東京都の場合）。

(5) 本論文では、3月決算法人（事業年度が1年未満を除く）を分析対象としている。なお、他の事業年度についても同様の表記とする。

トレードオフの状態⁽⁶⁾で利益調整⁽⁶⁾がどのように行われているかを考察し、予想される利益水準のほかに、所有構造および負債依存度が、経営者の2つのコスト節約の選好に影響する可能性を示唆している。すなわち、所有者支配型企業と負債依存度の低い企業は、税コストの節約を優先し、経営者支配型企業と負債依存度の高い企業は財務報告コストの節約を優先するという傾向を明らかにしている。

このような企業の特性を考慮するため、Guenther (1994) は、第2章の先行研究で記述したとおり、法人税率の変更と利益調整に関する分析にあたり、事前に、長期負債の少ない会社や経営者の持株割合が高い会社における会計発生高と税コストとの関係を調査している。また、太田・西澤 (2008) も、1989年度の税制改正と利益調整に関する追加検証で、企業業績や財務報告コスト等をコントロール変数として用いている。

また、鈴木・岡部 (1998) は、企業の会計戦略には、税金以外にも債権者や株主、政府等の影響が反映されるとし、企業は必ずしも納税額を最小にするような会計方針の選択や会計判断を下すとは限らないことを示唆している。しかし、一方で、直面する限界税率の高い企業では企業価値に対する税コストの相対的重要性が高くなるため、納税額最小化をもたらす会計方針の選択や会計上の見積りを行う可能性があることも示唆している。

4. 仮説の設定

2011年度の法人税制改正は、法人税率が30.00%から25.50%と4.50ポイント減少しているため、太田・西澤 (2008) が対象とした1999年度の税制改正と同水準である。したがって、太田・西澤 (2008) と同様、税コスト仮説⁽⁷⁾に従い、

(6) 岡部 (2008) は、earnings management を利益数値制御と訳しているが、本論文では、利益調整に統一した。

(7) 企業は税コストを最小化するような利益調整を行うという仮説である。

法人税率の引下げ直前期では、高い税率による法人税課税を回避して税コストを下げ、低い税率が適用される期へ利益を移転するような利益調整が行われる可能性がある。そこで、2011年度の法人税率の引下げを対象として、法人税率が引下げられた2013年3月期とその直前期の2012年3月期における利益調整行動について分析することとする。なお、利益を移転することで税コストを減少させることはできるが、一方で、財務報告コストが増加する可能性があるため、単純に法人税率の引下げ直前期の利益調整行動を論ずることはできないとも考えられる。しかし、本論文では、すべての調査対象会社の課税所得が正であることを前提とするため、鈴木・岡部（1998）が示唆した限界税率の高い場合に類似する。そこで、税コストの相対的重要性を重視して、つぎの仮説Ⅰを設定する。また、法人税率が引下げられた期では、鈴木・岡部（1998）や山田（2012）が指摘しているように、増加型の利益調整が行われる可能性があるため、つぎの仮説Ⅱを設定する。ここで、利益調整行動には、会計的利益調整行動と実体的利益調整行動があるが、それらは利用されるべき場面や条件あるいは対象とされる項目に応じて、経営者に使い分けられているものと考えられる。本論文では、田澤（2010）が棚卸資産を通じた利益調整について、実体的操作よりも会計的操作の影響が強いということを示唆していることなどから、会計的利益調整行動を中心に分析する。

仮説Ⅰ 法人税率の引下げ直前期において、正の課税所得があると認められる会社では、税コスト仮説を重視して減少型の利益調整が行われる。

仮説Ⅱ 法人税率が引下げられた期において、正の課税所得があると認められる会社では、直前期の減少型の利益調整の反動として増加型の利益調整が行われる。

5. 仮説の検証方法

5.1 分析対象会社の選定

税コスト仮説が成立するためには、当期において課税所得が正であることが必要である。すなわち、会計利益と課税所得の差異（Book-Tax Difference : BTD）がなく、会計利益は正であるが、課税所得は正ではないという状態でないことが必要である。このように課税所得が正の場合は、法人税率の変更がただちに当期の法人税コストに影響することになる。BTDが生じる原因は、いくつか考えられる。奥田・山下・米谷（2006）は、BTDに関する実証研究において、個別企業を取り上げるケース分析の結果、正のBTDが生じるおもな原因として、繰延税金資産の減少、益金不算入項目である永久差異の発生、あるいは繰越欠損金の当期利用を示唆している。

そこで、本論文では、税効果会計に関する注記情報を用いて、BTDの影響をできるだけ除いた分析をする。ところで、期末に繰越欠損金がある会社は、当期の業績が低調なため、期首の繰越欠損金が解消していないか当期中に欠損金が生じている、あるいはその両方の可能性が高い。一方、期末に繰越欠損金がない会社は、当期の業績が好調なために期首の繰越欠損金が解消し、かつ当期中の課税所得も正となっている可能性が高い。したがって、本論文では、注記情報から税効果会計の対象となった繰越欠損金の情報を抽出し、当該繰越欠損金が調査期間中継続して存在していない会社をもって調査対象会社とする。このように調査対象会社を選定する理由は、課税所得が正とならないケースでは、そもそも法人税コストが発生しないため⁽⁸⁾、税コスト仮説が成立せず、したがって、法人税率の変更が、ただちに経営者の利益調整行動に影響しない可能性があると考えられるためである。

(8) 厳密には、課税所得が正でない場合でも外形標準課税で計算した場合の法人事業税や法人都道府県民税、法人市町村民税均等割等が課税されるが、これらは埋没原価になるため考慮しない。

なお、本論文では、単独決算財務データを用いて課税所得の有無を判定する。その根拠としては、法人税等は個別財務諸表に基づいて個々に課税所得を計算し、これに法人税率を適用することが原則であるためである。ただし、連結納税制度⁽⁹⁾を適用している企業では、企業グループを一体とした連結法人所得⁽¹⁰⁾が課税所得とみなされるが、東証1部上場企業で当該制度を適用している企業数は少ないため、その影響は考慮しないこととする⁽¹¹⁾。

表1は、調査対象会社の特徴を示すため、税効果会計の対象となった繰越欠損金がない会社(A)、それがある会社(B)および全会社(C)の3つのグループについて、それぞれの業績等の平均値を比較した結果を示したものである。

表1 調査対象会社の業績等の平均値の比較(単位:百万円)

業績等	繰越欠損金のない 会社(A)	繰越欠損金のある 会社(B)	全会社(C)
総資産	260,353	369,811	302,439
自己資本	121,342	129,508	124,482
売上高	177,186	263,022	210,190
経常利益	12,393	3,723	9,059
税引前当期純利益	11,357	-1,012	6,606
法人税等	3,902	599	2,634
税引後当期純利益	7,460	-997	4,218
サンプルサイズ	1,961社(61.6%)	1,225社(38.4%)	3,186社(100.0%)

注1 本論文では税効果会計の対象となった繰越欠損金がない会社(A)を調査対象会社とする。

注2 調査対象期間は、2011年3月期から2013年3月期までとする。

注3 税引後当期純利益は、日経NEEDS FAMEのデータベースに当該情報のない会社があるため、税引前当期純利益から法人税等を控除して推計している。

(9) 連結納税制度は、2002年4月1日以後に開始される事業年度から適用されている。

(10) 連結法人所得金額は、連結納税制度を適用する各会社の所得金額を基礎として、これに所要の調整を行って全体でひとつの納税主体の所得金額として計算する。

(11) 調査対象会社の中に含まれている連結納税制度適用企業は、2011年が34社、2012年が57社、2013年が57社である。

なお、本論文では、(A)の税効果会計の対象となった繰越欠損金がない会社を正の課税所得があると認められる会社とみなして調査対象としている。表1から、(A)のサンプルサイズは1,961社で全体の61.6%を占めていることがわかる。また、(A)の総資産は260,353百万円、自己資本は121,342万円、売上高は177,186百万円といずれも(C)のそれらの金額よりも小さいが、経常利益は12,393百万円、税引前当期純利益は11,357百万円、法人税等は3,902百万円、税引後当期純利益は7,460百万円といずれも(C)のそれらの金額よりも大きい。なお、繰越欠損金のある(B)の会社は、税引前当期純利益が-1,012百万円、税引後当期純利益が-997百万円といずれも負になっており、本論文で正の課税所得があると認められない会社であるとしていることと整合している。

5.2 仮説の検証方法

仮説を検証するため、法人税率が引下げられた期を0期とし、その直前期を-1期とし、比較のために直前期の前期を-2期とする。つぎに、各期について調査対象会社の裁量的会計発生高(Discretionary Accruals: DA)を求め、これを標準化したものを標準化裁量的会計発生高(Standardized Discretionary Accruals: SDA)とし⁽¹²⁾、その平均値および中央値を把握する。そのうえで、-1期・-2期間および-1期・0期間の各SDAの平均値および中央値を比較し、これにより減少型の利益調整行動の有無を検証する。比較にあたり、パラメトリックの平均値はt検定を、ノンパラメトリックの中央値はWilcoxon符号順位検定を行う。DAは、つぎの(1)式のとおり、総会計発生高(Total Accruals: TA)と、その推定値すなわち非裁量的会計発生高(Non Discretionary Accruals: NDA)との予測誤差(ϵ)として把握する。また、NDAは、つぎの(2)式のとおり、太田・西澤(2008)の修正Jonesモデルに依拠して業種⁽¹³⁾

(12) 業種ごとに裁量的会計発生高の標準偏差を求め、これで個々の裁量的会計発生高を除して求める。

ごとに固定効果のパネル推定を行って求めることとする。なお、不均一分散を緩和するため、各モデルともに定数項を含むすべての変数は、前期末の総資産額でデフレートする。

$$DA_{it} / A_{it-1} = TA_{it} / A_{it-1} - NDA_{it} / A_{it-1} = \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$TA_{it} / A_{it-1} = \alpha Firm_i / A_{it-1} + \beta_1^* (\Delta SALES_{it} - \Delta REC_{it}) / A_{it-1} + \beta_2^* PPE_{it} / A_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中の Δ は期中増減額を示している（以下も同じとする。）。また、各変数の定義はつぎのとおりである。

TA_{it} : i 企業, t 期の総会計発生高 (Total Accruals : TA)

本論文では、太田・西澤 (2008) に依拠して、つぎのとおり計算する。

(Δ 流動資産 - Δ 現金・預金 - Δ 投資・財務活動に関する流動資産項目⁽¹⁴⁾)
+ Δ 固定資産から控除される貸倒引当金 - (Δ 流動負債 - Δ 投資・財務活動に関する流動負債項目⁽¹⁵⁾) - Δ 固定負債から控除される引当金 + 損益計算書からの非キャッシュ項目⁽¹⁶⁾ - 減価償却費実施額 - 繰延資産償却額

A_{it-1} : i 企業, $t-1$ 期の総資産額 (Total Assets : A)

$\Delta SALES_{it} / A_{it-1}$: i 企業, t 期における売上高の増減額 (Δ Sales : Δ SALES)

PPE_{it} / A_{it-1} : i 企業, t 期の償却性固定資産取得原価総額 (Gloss Property, Plant, and Equipment : PPE)

$\Delta REC_{it} / A_{it-1}$: i 企業, t 期における売掛金の増減額 (Δ Receivable : Δ REC)

$Firm_i$: 企業ダミー

(13) 業種分類は、日経業種分類中分類に従うこととする。

(14) 太田・西澤 (2008) に依拠して、 Δ 有価証券、 Δ 短期貸付金、 Δ 金銭の信託の合計額とする。

(15) 太田・西澤 (2008) に依拠して、 Δ 短期借入金、 Δ コマーシャル・ペーパー、 Δ 一年以内返済の長期借入金、 Δ 一年以内償還の社債・転換社債、 Δ 設備関係未払金の合計額とする。

(16) 太田・西澤 (2008) に依拠して、営業外収益に属する資産処分益・評価益から営業外費用に属する資産処分損・評価損を控除した金額とする。

ε_{it} : i 企業, t 期の NDA 推定に伴う誤差項

本論文ではさらに、標準化裁量の会計発生高 (SDA) の変化と税コストの変化との関係を検証するため、つぎの(3)式を用いて回帰分析を行う。なお、SDA の変化には、税コストの変化以外の要因が含まれていることが考えられるため、Guenther (1994), Lopez, et al. (1998) および太田・西澤 (2008) などに準じて、業績、財務報告コストおよび規模を示す指標でコントロールする⁽¹⁷⁾。

$$\begin{aligned} \Delta SDA_{it} / A_{it-1} = & \alpha_0 + \alpha_1 * \Delta TAXES_{it+1} / A_{it-1} + \alpha_2 * ROA_{it} \\ & + \alpha_3 * LEVERAGE_{it} + \alpha_4 * SIZE_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

各変数の定義はつぎのとおりである。

$\Delta SDA_{it} / A_{it-1}$: i 企業, t 期における SDA の対前年差 (ΔSDA)

$\Delta TAXES_{it+1} / A_{it-1}$: i 企業, t 期における法人税等 (Taxes) の支払額比率 (t+1 期法人税等の支払額⁽¹⁸⁾を t-1 期の総資産で除したもの) の対前年差 ($\Delta TAXES$)

ROA_{it} : i 企業, t 期の総資産税引前当期純利益率 (Return on Assets : ROA)

$LEVERAGE_{it}$: i 企業, t 期の財務レバレッジで負債を自己資本で除したものの (LEVERAGE)

$SIZE_{it}$: i 企業, t 期の企業規模で前期末総資産の自然対数 (SIZE)

α_0 : 定数項

ε_{it} : 誤差項

(17) ただし、1989年度の税制改正は課税所得に対する配当の割合で適用される税率が異なるという特殊なものであったため、太田・西澤 (2008) は、支払配当比率を説明変数としている。

(18) t 期の法人税等を実際に支払うのは t+1 期になるため。

5.3 データ

分析対象期間は、2001年3月期から2013年3月期までの13年間で、分析対象会社は、わが国の東証1部で上場している3月決算の会社のうち、変則決算、倒産および再編等のない会社ならびに金融業を除く会社である。また、会計発生高を求めるために用いる業績指標等の一部が2期間の差額として計算されるため、連続した2期間の業績指標等を抽出できない会社も除外する。なお、異常値はこのようにして得られたサンプルに対し、上下1%の範囲内で除外する。

また、推定期間は2001年3月期から2009年3月期までの9年間とし、調査期間は2011年3月期から2013年3月期までの3年間とする。なお、調査期間中の各年度の全サンプル⁽¹⁹⁾は、つぎの2つの理由から、推定期間中の各年度のサンプルよりも少なくなっている。①推定期間において業種ごとの推定式(2)に用いられる企業ダミー変数は、実際のサンプルから1社／年を控除した数となるため、調査期間におけるサンプルも1業種につき当該会社数だけ少なくする。②本論文では、日経業種分類中分類に従い、金融業を除く32業種ごとに非裁量的会計発生高の推定を行うが、空運業において条件を満たす各年度のサンプルは1社のみとなり、標準化裁量的会計発生高(SDA)を求めることができないためこれを除外する。

調査期間のサンプルのうちSDAの比較に用いるサンプルは、3年間を通じて税効果会計の対象となった繰越欠損金のない会社以外の会社を除外する。また、SDAの変化(Δ SDA)の要因を分析する際に用いるサンプルは、法人税等の支払額の情報を得られない会社を除外する。

データ収集の起算期間は、上記のとおり業績指標等の一部が連続2期間必要となるため2000年3月期となる。また、データソースは、会計情報および注記情報ともに日経 NEEDS FAME WASEDA 版から抽出する。

(19) 繰越欠損金の影響を考慮する前の全てのサンプルのことをいう。

6. 分析結果

6. 1 推定期間のサンプルの記述統計量および相関係数

表2は、推定期間のサンプルの変数およびサンプルの特徴を示すための業績等に関する記述統計量を示したもので、サンプルサイズは9,855社（1,095社／年×9年）である。総会計発生高（TA）、売上高の増減額－売掛金の増減額（ $\Delta SALES - \Delta REC$ ）、償却性固定資産取得原価総額（PPE）の平均値はそれぞれ-0.028, -0.005, 0.162で、中央値はそれぞれ-0.027, -0.005, 0.137である。業績等を示す総資産、自己資本、売上高、経常利益、税引前当期純利益、法人税等、税引後当期純利益の平均値は285,728百万円、114,508百万円、226,566百万円、11,237百万円、8,507百万円、3,377百万円、5,129百万円である。また、それぞれの中央値は68,574百万円、32,589百万円、61,126百万円、2,534百万円、1,867

表2 推定期間のサンプルの変数等の記述統計量

	変数等	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
推定式 (2)	TA	-0.028	0.067	-0.788	-0.057	-0.027	0.002	0.804
	$\Delta SALES - \Delta REC$	-0.005	0.147	-2.002	-0.052	-0.005	0.041	1.993
	PPE	0.162	0.121	0.000	0.078	0.137	0.214	0.832
業績等	総資産	285,728	832,087	751	33,414	68,574	181,875	14,297,627
	自己資本	114,508	341,306	-383,190	14,483	32,589	86,706	7,298,218
	売上高	226,566	700,631	0	26,843	61,126	155,486	12,079,264
	経常利益	11,237	45,054	-231,816	944	2,534	7,310	1,580,626
	税引前当期純利益	8,507	53,774	-540,969	499	1,867	5,981	2,227,071
	法人税等	3,377	16,705	-230,249	212	808	2,482	495,083
	税引後当期純利益	5,129	40,003	-526,226	282	1,100	3,575	1,992,612

注1 サンプルサイズは9,855年（1,095社／年×9年）である。

注2 推定期間は2001年3月期から2009年3月期までの9年間とする。

注3 推定式(2)の変数はすべて前期末総資産でデフレートしたものである。

注4 業績等单位は標準偏差を除いて百万円である。また総資産は当期末のものである。

注5 税引後当期純利益は、日経 NEEDS FAME のデータベースにない会社があるため、税引前当期純利益から法人税等を控除して推定している。

百万円, 808百万円, 1,100百万円で, いずれも平均値よりも小さい.

表3は, 推定期間のサンプルの変数間の相関係数を示したもので, 上段がスピアマン順位相関係数で下段がピアソン積率相関係数である. 被説明変数のTAとの相関は $\Delta\text{SALES} - \Delta\text{REC}$ よりもPPEのほうが高く, スピアマン順位相関係数が -0.281 , ピアソン積率相関係数が -0.201 となっている. また, 説明変数の $\Delta\text{SALES} - \Delta\text{REC}$ とPPEとの間の相関は高くないため, 多重共線性は疑われない.

表3 推定期間のサンプルの変数間の相関係数

	TA	$\Delta\text{SALES} - \Delta\text{REC}$	PPE
TA		0.108	-0.281
$\Delta\text{SALES} - \Delta\text{REC}$	0.112		-0.085
PPE	-0.201	-0.093	

注 上段はスピアマン相関, 下段はピアソン相関を示す.

6.2 調査期間のサンプルの記述統計量および相関係数

表4は, 調査期間のサンプルの変数に関する記述統計量を示したもので, サンプルサイズは3,186社 (1,062社/年 \times 3年) である⁽²⁰⁾. 標準化裁量的会計発生高 (SDA), 総会計発生高 (TA), 売上高の増減額 - 売掛金の増減額 ($\Delta\text{SALES} - \Delta\text{REC}$), 償却性固定資産取得原価総額 (PPE) の平均値はそれぞれ -0.114 , -0.030 , -0.019 , 0.147 で, 中央値はそれぞれ -0.073 , -0.028 , -0.007 , 0.121 である. なお, TAは第3四分位まで負の値をとっているため, 全サンプルに対して負のサンプルの割合が高いことがわかる.

表5は, 調査期間のサンプルの変数間の相関係数を示したもので, 上段がスピアマン順位相関係数で下段がピアソン積率相関係数である. SDAとTAは

(20) 繰越欠損金の影響を考慮する前の全てのサンプルサイズである.

相関が高く、スピアマン順位相関係数が0.591、ピアソン積率相関係数が0.579となっている。

表4 調査期間のサンプルの変数等の記述統計量

変数等	平均値	標準偏差	最小値	第1四分位	中央値	第3四分位	最大値
SDA	-0.114	1.063	-8.200	-0.626	-0.073	0.388	5.335
TA	-0.030	0.058	-0.713	-0.058	-0.028	-0.003	0.470
ΔSALES-ΔREC	-0.019	0.118	-1.036	-0.053	-0.007	0.025	0.883
PPE	0.147	0.114	0.001	0.069	0.121	0.193	0.732

注1 サンプルサイズは3,186社（1,062社／年×3年）である。

注2 調査期間は2011年3月期から2013年3月期までの3年間とする。

注3 変数はすべて前期末総資産でデフレートしたものである。

表5 調査期間のサンプルの変数間の相関係数

	SDA	TA	ΔSALES-ΔREC	PPE
SDA		0.591	-0.063	-0.093
TA	0.579		0.012	-0.310
ΔSALES-ΔREC	-0.049	0.040		-0.033
PPE	-0.086	-0.231	-0.019	

注 上段はスピアマン相関、下段はピアソン相関を示す。

6.3 標準化裁量の会計発生高（SDA）の比較結果

表6は、標準化裁量の会計発生高（SDA）の平均値および中央値を年度別に比較した結果を示したものである。比較に用いたサンプルは、3年間を通じて税効果会計の対象となった繰越欠損金のない会社を選定している。したがって、サンプルサイズは-2期、-1期、0期ともに546社で同数となっている。

-1期のSDAの平均値は-0.265と負の値をとっているため、減少型の利益調整が行われている可能性が考えられる。そこで、-1期と他の年度のSDA

の平均値を比較すると -2 期の -0.107, 0 期の -0.113 よりも小さい。そして、平均値の差は、-1 期・-2 期間、-1 期・0 期間ともに 5 % 水準で統計的に有意である。また、-1 期の SDA の中央値も -0.217 と負の値をとっているため、減少型の利益調整が行われている可能性が考えられ、他の 2 期よりも 1 % 水準で統計的に有意に小さい。したがって、法人税率の引下げ直前期である -1 期では、他の 2 期と比較して利益をより大きく減少させるような利益調整が行われている可能性が考えられるため、仮説 I は支持されるものと考ええる。なお、-1 期における SDA の平均値および中央値の前期比は、それぞれ -147.7% および -228.8% と前期の SDA よりも大きく減少している。

一方、法人税率が引下げられた期である 0 期の SDA は、平均値および中央値ともに前期比では増加しているものの、負の値をとっているため増加型の利益調整があったということはできず、仮説 II は支持されないものと考ええる。

表 6 SDA の平均値および中央値の比較

決算期	-2 期	-1 期	0 期
サンプルサイズ	546	546	546
平均値	-0.107	-0.265	-0.113
(前期比)	—	(-147.7%)	(+57.4%)
中央値	-0.066	-0.217	-0.030
(前期比)	—	(-228.8%)	(+86.2%)
t 値		2.445	0.105
(-2 期) t 検定 P 値	—	0.015**	0.917
Wilcoxon P 値		0.002***	0.543
t 値			-2.435
(-1 期) t 検定 P 値	—	—	0.015 **
Wilcoxon P 値			0.008 ***

注 ***, ** は、それぞれ 1 % 水準、5 % 水準で統計的に有意であることを示す。

なお、-2期のSDAの平均値および中央値も負の値をとっている理由として、第3章の3.1節で記述したとおり、-2期の前期中にあたる2009年12月22日付で法人税率引下げのアナウンスがあったことによる、前倒しの減少型の利益調整が行われた可能性が考えられる。

6.4 標準化裁量の会計発生高の変化(ΔSDA)の要因分析結果

(1) 要因分析のためのサンプルの記述統計量および相関係数

表7は、標準化裁量の会計発生高(SDA)の変化(ΔSDA)の要因分析に用いる各変数の記述統計量を示したものである。なお、本要因分析は、前期6.3節のSDAの比較分析の結果を受け、支持された仮説Iに対応する調査期間、すなわち、法人税率の引下げ直前期である2012年3月期について行っている。サンプルサイズは508社⁽²¹⁾で、ΔSDAの平均値および中央値は、-0.166および-0.204といずれも負の値をとっている。また、標準偏差は1.521と1を超えており、ばらつきが比較的大きくなっている。法人税等の支払額比率(TAXES)の変化(ΔTAXES)の平均値および中央値は、-0.002および-0.001といずれも負の値をとっている。総資産税引前当期純利益率(ROA)の最小値が-0.123と負の値をとっているのは、税引前当期純利益が負の会社があるためである。また、財務レバレッジ(LEVERAGE)の平均値は1.046で、平均的に負債が自己資本を上回っていることがわかる。

表8は、ΔSDAの要因分析に用いる変数間の相関係数を示したもので、上段がスピアマン順位相関係数で下段がピアソン積率相関係数である。被説明変数のΔSDAとの相関はΔTAXESが他の説明変数よりも高く、スピアマン順位相関係数、ピアソン積率相関係数ともに0.115となっている。説明変数間では、ROAとLEVERAGEとの間の相関が最も高く、スピアマン順位相関係数が

(21) サンプルサイズが表6の546社/年よりも減少している理由は、法人税等の支払額の情報が無いサンプルを除いたためである。

-0.391, ピアソン積率相関係数が -0.309 となっているが, 多重共線性を疑うほどのものではないと考えられる。

表 7 ASDA の要因分析に用いる変数の記述統計量

	平均値	標準 偏差	最小値	第 1 四分位	中央値	第 3 四分位	最大値	サンプル サイズ
ASDA	-0.166	1.521	-8.047	-0.974	-0.204	0.631	5.255	508
ΔTAXES	-0.002	0.021	-0.085	-0.012	-0.001	0.007	0.185	508
ROA	0.059	0.047	-0.123	0.031	0.048	0.077	0.410	508
LEVERAGE	1.046	0.907	0.059	0.445	0.766	1.325	6.648	508
SIZE	11.283	1.207	8.131	10.444	11.138	11.986	15.690	508

注 1 ASDA, ΔTAXES は, 2012 年 3 月期における対前期差を示し, ROA, LEVERAGE, SIZE は 2012 年 3 月期のものを示す。

注 2 ΔTAXES については, 単独決算データから入手できるものが少ないため, 連結決算データから入手した。

表 8 ASDA の要因分析に用いる変数の相関係数

	ASDA	ΔTAXES	ROA	LEVERAGE	SIZE
ASDA		0.115	-0.015	-0.051	0.033
ΔTAXES	0.115		-0.095	-0.019	0.051
ROA	0.018	0.054		-0.391	-0.144
LEVERAGE	0.015	-0.014	-0.309		0.153
SIZE	0.092	0.051	-0.096	0.242	

注 上段はスピアマン相関, 下段はピアソン相関を示す。

(2) 要因分析結果

表 9 は, 法人税率の引下げ直前期である 2012 年 3 月期における ASDA の要因分析の結果を示したものである。自由度修正済決定係数は 0.013 で大きくはないが, 1989 年度の法人税率変更時の裁量的会計発生高と支払当比率との関

係について分析した太田・西澤（2008）のものとおおむね同水準である⁽²²⁾。また、 Δ TAXES の係数は 5 %水準で有意に正である。コントロール変数の企業規模（SIZE）の係数は、10%水準で有意に負であり、Watts and Zimmerman（1986）と整合的である。したがって、 Δ SDA の要因分析から、コントロール変数の一部に有意でないものもあるが、 Δ SDA と Δ TAXES については有意に正の関係があり、減少型の利益調整行動が税コストの削減という目的に基づくものであることが確認された。

表 9 Δ SDA の要因分析結果

変数	予測符号	係数	t 値	P 値	判定
定数項		-1.448	-2.227	0.026**	
Δ TAXES	+	7.834	2.476	0.014**	
ROA	+	0.686	0.454	0.650	
LEVERAGE	-	0.003	0.036	0.972	
SIZE	+	0.111	1.941	0.053*	
修正済 R ²	0.013	サンプルサイズ	508		

注1 **、*は、それぞれ5%水準、10%水準で統計的に有意であることを示す。

注2 法人税率の引下げ直前期（2012年3月期）の分析結果である。

7. 追加検証

本論文では、さらに、追加検証として正の課税所得があると認められないケース、すなわち、税効果会計の対象となった繰越欠損金のある会社を調査対象として、標準化裁量の会計発生高（SDA）の平均値や中央値を比較した。

表10は、その結果を示したものである。比較に用いたサンプルは、3年間を

(22) 太田・西澤（2008）の自由度修正済決定係数は0.018であった。

通じて税効果会計の対象となった繰越欠損金のある会社を選定した。したがって、サンプルサイズは-2期、-1期、0期ともに311社で同数となっている。

-1期のSDAの平均値は-0.137と負の値をとっているため、減少型の利益調整が行われている可能性が考えられる。そこで、-1期と他の年度のSDAの平均値を比較すると-2期の-0.058、0期の-0.093よりも小さい。しかし、平均値の差は、-1期・-2期間、-1期・0期間ともに統計的に有意でない。また、SDAの中央値についても平均値の場合と同様、各期の間に統計的に有意な差はない。

したがって、正の課税所得があると認められないケースでは、法人税率の引下げ直前期である-1期において、他の2期と比較して利益をより大きく減少させるような利益調整が行われているという証拠は得られなかった。また、法人税率が引下げられた期である0期においても、他の2期と比較して利益をより大きく増加させるような利益調整が行われているという証拠は得られなかつ

表10 SDAの平均値および中央値の比較（課税所得 ≤ 0 のケース）

決算期	-2期	-1期	0期
サンプルサイズ	311	311	311
平均値	-0.058	-0.137	-0.093
(変化率)	—	(-136.2%)	(+32.1%)
中央値	0.027	-0.113	-0.078
(変化率)	—	(-418.5%)	(+31.0%)
t 値		0.892	0.420
(-2期) t 検定 P 値	—	0.373	0.675
Wilcoxon P 値		1.413	0.412
t 値			-0.487
(-1期) t 検定 P 値	—	—	0.627
Wilcoxon P 値			0.691

た。

以上の分析結果から、法人税率の引下げ直前期においては、減少型の利益調整が行われる可能性があるが、それは、税効果会計の対象となった繰越欠損金がなく、正の課税所得があると認められる会社に限られる可能性があることが明らかになった。一方、法人税率が引下げられた期においては、課税所得の正負を問わず、増加型の利益調整が行われる可能性があることを明らかにすることはできなかった。

8. おわりに

本論文では、2011年度の税制改正による法人税率の引下げが、経営者の利益調整行動に与える影響について分析した。分析の方法は、法人税率が引下げられた期である2013年3月期、その直前期である2012年3月期、比較のためさらにその前期である2011年3月期のそれぞれについて標準化裁量的会計発生高を推定し、その平均値や中央値を比較するとともに、標準化裁量的会計発生高の変化と実際の税コストの変化との関係进行分析するというものであった。標準化裁量的会計発生高の推定については、修正 Jones モデルを用いて、2001年3月期から2009年3月期までのサンプルで業種ごとに固定効果のパネル推定を行った。また、推定した標準化裁量的会計発生高の比較にあたっては、税コスト仮説がより顕著に反映される会社を選定し、当該会社についてその平均値や中央値を比較するという方法を用いた。なお、本論文では、税コスト仮説がより顕著に反映される会社を正の課税所得があると認められる会社とし、当該会社を税効果会計の対象となった繰越欠損金のない会社とした。分析の結果、正の課税所得があると認められる会社では、法人税率の引下げ直前期において、減少型の利益調整が行われている可能性があることが明らかになった。さらに、追加検証として正の課税所得が認められない会社の利益調整行動について分析したところ、当該会社では法人税率の引下げ直前期において減少型の利益

調整が行われていることを確認することができなかった。これらのことから、税効果会計の対象となった繰越欠損金の情報を利用して正の課税所得が認められる会社を選定し、これらを調査対象として分析しなければ、税コスト仮説に基づく利益調整行動を正しく説明することができない可能性があることが示唆される。

残された今後の課題として、本論文では、裁量的会計発生高を修正 Jones モデルのみで推定しているため、Jones モデル、CFO 修正 Jones モデル、Forward Looking モデルで推定するなど、複数のモデルを併用して検証する必要がある。また、本論文では、税効果会計に関する注記事項のうち繰越欠損金の有無に着目し、それがない場合を正の課税所得が認められる会社としている。しかし、実際の課税所得の計算は、繰越欠損金以外の多様な申告調整が必要になるため、課税所得が正となる否かの判断にあたり、税効果会計に関する他の注記情報を利用するなど、より正確に課税所得の有無を判定する必要がある。さらに、本論文では、利益調整行動のうち会計的利益調整行動のみを分析しているが、実体的利益調整行動についても分析する必要がある、また、両者の関係についても分析する必要がある。

参考文献

- Dechow, P., Sloan, R., Sweeney, A., 1995. Detecting Earnings Management. *The Accounting Review* 70(2): 193-225.
- Ewert, R. and A. Wagenhofer, 2005. Economic effects of tightening accounting standards to restrict earnings management. *The Accounting Review* 80(4): 1101-1124.
- Guenther, DA., 1994. Earnings management in response to corporate tax rate change, evidence from the 1986 tax reform act. *The Accounting Review* 69(1): 230-243.
- Kothari, S., Lconc, A., Waslcy, C., 2005., Performance Matched Discretionary Accrual Measure. *Journal of Accounting and Economics* 39(1), 163-197.
- Lopez, T. J., P. R. Regier, and T. Lee, 1998. Identifying tax-induced earnings management around TRA 86 as a function of prior tax-aggressive behavior. *Journal of the American Taxation Association* 20(2): 37-56.
- 中條祐介. 2008. 「法人税率変更と企業の利益調整行動に関するディスカッション」現代ディスクロージャー研究 8: 59-63.
- 岡部孝好. 2008. 「会計上の利益数値制御における税コスト仮説と財務報告コスト仮説」. 178(2):

39-52.

- 奥田真也・山下祐企・米谷健司. 2006. 「会計利益と課税所得の差異 (BTD) の傾向と決定要因: 3 種の BTD の比較」第 2 回税に関する論文入選論文集: 32-74.
- 太田浩司・西澤賢治. 2008. 「法人税率変更と企業の利益調整行動」現代ディスクロージャー研究 8: 43-57.
- 鈴木一水・岡部孝好. 1998. 「予想される税率変更に対する発生処理額の裁量的調整」産業経理 58(1): 54-66.
- 田澤宗裕. 2010. 「棚卸資産を通じた報告利益管理—実体的操作と会計的操作の識別—」現代ディスクロージャー研究 10: 21-44.
- Watts, R., and J., Zimmerman, 1986. Positive Accounting Theory, Prentice-Hall. (須田一幸 訳. 1991. 『実証理論としての会計学』白桃書房.)
- 山田哲弘. 2012. 「報告利益と課税所得の関係が裁量行動に与える影響」管理会計学 20(2): 19-41.
- 山下裕企・音川和久. 2008. 「1990年代後半の税率引き下げに伴う経営者の裁量的行動」管理会計学 16(1): 41-59.